

EFFECTO DÍA EN EL MERCADO ACCIONARIO COLOMBIANO: UNA APROXIMACIÓN NO PARAMÉTRICA

Jhonatan Pérez Villalobos¹. Ingeniero Industrial, Banco de la República

Juan Carlos Mendoza². Magíster en economía, Banco de la República

Recibido septiembre 6 de 2014 - Aceptado marzo 6 de 2015

<http://dx.doi.org/10.18566/puente.v9n1.a08>

Resumen—En el presente trabajo se muestra evidencia para rechazar la Hipótesis de Mercado Eficiente (HME) a través de la anomalía efecto día (day effect). Se utilizan dos aproximaciones: la primera, bajo el supuesto de normalidad, estima un modelo lineal que corrobora los hallazgos de estudios anteriores sobre un efecto significativo del día de la semana sobre el retorno. La segunda, flexibiliza el supuesto de normalidad aplicando pruebas no paramétricas, y confirma los resultados de la primera aproximación. Se utilizó el IGBC y una versión diversificada de éste, la cual responde a la alta concentración del índice en pocas acciones. Este documento corrobora los resultados de otras investigaciones basadas en métodos paramétricos, y adicionalmente, a partir de pruebas no paramétricas, muestra que existe un efecto día significativo

Palabras claves— Eficiencia de mercado, hipótesis de mercado eficiente, métodos no paramétricos, IGBC, retornos.

Abstract—In this work we show evidence to reject the Efficient Market Hypothesis (EMH) by the anomaly day effect. Two approaches are used: first, under the assumption of normality, we estimate a linear model that corroborates the findings of previous studies showing a significant effect of day of the week. Second let us to relax the assumption of normality using nonparametric tests. We confirm the results of the first approximation. IGBC and a diversified-based index were used. Latter responds to the fact that a few stocks represent highly levels of concentrations. This document confirms the results of other investigations based on parametric methods, and further, from non-parametric tests, shows that there is a significant day effect.

Key words— Efficient market hypothesis, IGBC, market efficiency, nonparametric methods, returns.

I. INTRODUCCIÓN

La eficiencia de los mercados constituye uno de los pilares de la teoría financiera moderna. Sin embargo, también es cierto que gran parte de estos conceptos están basados en supuestos que facilitan tanto su aplicación como su comprensión [1]. Uno de los supuestos más utilizados en economía y finanzas es aquel que plantea que el cambio en el precio de los activos se comporta como una caminata o paseo aleatorio [2].

Para ello se realiza una revisión de los trabajos más importantes y formaliza todos los conceptos sobre la caminata aleatoria y plantea su propia versión de la Hipótesis de Mercado Eficiente (HME), la cual consiste en que los precios de las acciones reflejan toda la información disponible del mercado [3]. Por lo anterior, recurrir a técnicas de predicción de precios basadas en precios históricos, no son suficientes para predecir precios futuros.

Cuando el mercado no cumple con la HME, es decir, cuando a través de precios históricos es posible encontrar relaciones entre éstos y un evento exógeno, se presenta una anomalía del mercado. En la literatura actual, es posible encontrar diversos tipos de anomalías relacionadas principalmente con los efectos del año calendario sobre un activo financiero; en particular, la relacionada con el día de la semana en el que se transa, que se conoce como efecto día (*day effect*). Para el caso de Estados Unidos, Cross (1973) muestra que éste mercado tiene un efecto lunes en el retorno del S&P500 [4]. Por otra parte, se plantea la explicación de este fenómeno a través de las hipótesis tiempo de transacción y tiempo calendario [5]. Apoyando este trabajo, se presenta evidencia a favor mediante el rechazo de la hipótesis nula de igualdad de medias en el retorno promedio diario [6].

Entre los estudios efectuados en mercados diferentes a Estados Unidos, se analizan los mercados de Reino Unido, Japón, Australia y Canadá mostrando que éstos

¹ Jhonatan Pérez Villalobos. Banco de la República. Ingeniero Industrial. Email: jperezvi@banrep.gov.co / jhonatanpv@hotmail.com

² Juan Carlos Mendoza. Banco de la República. Email: jmendogu@banrep.gov.co

son ineficientes en su forma débil [7]. Adicionalmente, se realiza un estudio similar pero esta vez para los mercados de Argentina, Brasil, Chile, México, Colombia, Venezuela y Perú obteniendo los mismos resultados [8].

Para el caso colombiano, los trabajos de Arango et al. (2002), Arbelaez (2002), Maya y Torres (2004) y Montenegro (2007) muestran que el mercado accionario colombiano es ineficiente en el sentido débil, principalmente, debido a su relación no solo con el día de la semana, sino con otras variables exógenas como tipos de interés e índices accionarios de otros países.

Este trabajo muestra que el retorno del principal índice accionario colombiano (IGBC) presenta patrones de estacionalidad relacionados con el día de la semana. Adicionalmente, teniendo en cuenta que en trabajos similares se evalúa esta hipótesis bajo el supuesto de normalidad, se presenta un análisis alternativo en el cual no es necesario suponer distribución alguna. Por último y con el fin de mitigar la concentración del índice en unas pocas acciones, se contrastan los resultados obtenidos a través del IGBC con la utilización de un índice diversificado de construcción propia.

El presente documento está dividido en seis secciones, incluyendo esta introducción. En la segunda sección, se hace una revisión bibliográfica de la HME así como de otros estudios que han encontrado evidencia de anomalías relacionadas con efectos calendario. En la tercera, se resaltan algunas consideraciones con respecto a la información obtenida y la metodología implementada. En la cuarta, se muestra un análisis estadístico, en la quinta se realizan las estimaciones de las aproximaciones paramétricas (normal) y no paramétricas. Y en la última, se presentan las conclusiones del documento.

II. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

La HME tiene implicaciones importantes para la teoría financiera moderna. Esta teoría surge con el francés Louis Bachelier quien explica su teoría del comportamiento de los precios en los mercados financieros utilizando el concepto de movimiento browniano. Dentro de las conclusiones más importantes de este trabajo está el hecho de que los cambios en los precios son independientes y que éstos, a su vez, podrían ser representados mediante una distribución Gaussiana.

Estas conclusiones tuvieron que esperar durante largo tiempo para cobrar su verdadera importancia.

Para los años cincuenta, Paul Samuelson, a través de un modelo de valoración de *warrants*¹, da a conocer nuevamente lo que hasta ese momento eran las intuiciones encontradas por Bachelier.

Otros trabajos de la época, concluyen que los precios del mercado presentan un comportamiento aleatorio [9], [10] y [11]. Adicionalmente, se complementa diciendo que no son los precios en valor absoluto sino los cambios logarítmicos los que son independientes entre sí [12].

Contrario a estos trabajos, posteriormente se encuentra evidencia de distanciamiento de la distribución normal [13]. Finalmente, En el trabajo de Fama (1965) se formalizan todas las discusiones acerca de la caminata aleatoria y se plantea que un mercado es eficiente cuando los precios de las acciones que se comercian, reflejan plenamente y de forma instantánea toda la información disponible.

Con respecto a la información disponible, en términos de eficiencia, según Campbell et. al. (1997) se define de la siguiente manera:

- 1) *Débil*: los precios actuales de los activos reflejan toda la información relacionada con sus precios pasados. Por tanto, no es posible determinarlos en el futuro, basado en información histórica.
- 2) *Semifuerte*: los precios de los activos financieros reflejan toda la información considerada como pública (incluyendo precios históricos) sobre las empresas emisoras y por ello no puede esperarse predecir precios a partir de ésta.
- 3) *Fuerte*: los precios de los activos financieros reflejan toda la información relevante de la empresa, inclusive aquella información considerada como privilegiada. Por tanto, no es posible predecir precios futuros. Esta última definición contiene a las dos primeras.

De esta manera, ningún tipo de predicción acerca del comportamiento de los precios tiene sentido, dado que las variaciones en los precios están influenciadas solamente por la nueva información que se genera y debido a que ésta es impredecible, se puede concluir que la variación en los precios es totalmente aleatoria. Debido a lo anterior, la HME plantea que no existe estrategia para ganarle al

¹ Es un certificado emitido o vendido por una sociedad mediante el cual el poseedor puede adquirir acciones de la misma sociedad a un precio determinado y durante un plazo establecido. Tomado de glosario Bolsa de Valores de Colombia.

mercado. Toda vez que exista la posibilidad de conocer alguna tendencia, se considera que el mercado no es eficiente. Con frecuencia este tipo de posibilidades se conocen como anomalías. Algunas de estas son el efecto tamaño documentado por Banz (1981), Keim (1983) y Zuñiga (1993); el efecto enero de Gultekin y Gultekin (1983), Keim (1983), Keim (1986), Officer (1975) y Reinganum (1983); el efecto fin de mes estudiado por Ariel (1987) y Penman (1987) y; el efecto fin de semana documentado tanto por Cross (1973) así como French (1980).

Los efectos calendario son un tipo especial de anomalía en donde existe algún tipo de correlación entre los retornos del índice bursátil y un periodo de tiempo (hora, día, mes, trimestre, cambio de mes, año, entre otros). La relacionada con el día de la semana (efecto día) ha sido documentada ampliamente en diferentes estudios, sin embargo los resultados difieren según el país. En Estados Unidos los precios tienden a caer los lunes (retornos negativos) y mejoran significativamente los viernes (retornos mayores al promedio). En el caso español se encuentran mayores retornos promedio los lunes y viernes y menores los miércoles y jueves [14]. Extendiendo el análisis a otras series de precios, se encuentra que para el mercado de los Estados Unidos, el lunes influye significativamente sobre los precios del oro y la plata [15].

Para el caso colombiano, la evidencia encontrada sugiere que el mercado no es eficiente, no obstante en la metodología usada han supuesto distribución normal de los retornos, lo cual trabajos como el de Mandelbrot (1963) lo ha mostrado inapropiado.

III. DATOS Y METODOLOGÍA

Para determinar si el mercado bursátil colombiano es eficiente en su forma débil, el presente trabajo halla evidencia de efecto día pero sin suponer distribución alguna. Se prueba a través de diferentes metodologías si hay evidencia de la anomalía efecto día (*day effect*), es decir, si los retornos son significativamente diferentes según el día de la semana. Para probar esto se emplea el análisis de regresión lineal y dos pruebas no paramétricas: la prueba de kruskall-Wallis y la prueba de Klotz-Teng.

El periodo de análisis inicial corresponde al valor de cierre diario del IGBC entre el 05 de julio

de 2001 y el 16 de septiembre de 2009, para un total de 1980 observaciones. Debido a que para el cálculo del IGBC no existen límites en la ponderación de alguna acción sobre el resto, es decir, la ponderación de una acción dentro del índice podría ser cercana a uno², se calculó un índice diversificado para reducir el impacto de este fenómeno. Este índice (IGBC_div), es calculado con una ponderación de cada una de las acciones de 1/n, donde n es igual al número de acciones que conforman la canasta en el trimestre t.

El IGBC, si bien no está corregido por dividendos, es la mejor *proxy* disponible de un índice de mercado accionario en un contexto de largo plazo. Según la Bolsa de Valores de Colombia (BVC), este índice refleja el comportamiento promedio de los precios de las acciones en el mercado, resultado de la interacción de las fluctuaciones que por efecto de oferta y demanda sufren los precios de las acciones.

De la serie del IGBC se obtuvieron los retornos compuestos continuamente, definidos como:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100, \quad (1)$$

Donde R_t es el retorno del índice (tanto del IGBC como del IGBC_div) y P_t representa el nivel de precios en el periodo t.

Para la construcción de la serie de tiempo, se eliminaron todos los retornos que seguían después de un día festivo. Lo anterior, con el objetivo de tener un retorno diario, salvo el retorno del lunes donde se tienen incluidos tres días (cálculo del cierre del viernes al cierre del día lunes).

IV. ANÁLISIS ESTADÍSTICO

De las 1980 observaciones iniciales se eliminaron 90 que correspondían a los retornos que seguían después de un día festivo. Para hacer el análisis estadístico se hizo un histograma del retorno para cada uno de los días. En la Fig. 1, se muestra el histograma de los retornos para cada día de la semana y uno para todos los días, mientras que en la TABLA I se muestran las principales estadísticas de la serie del retorno del IGBC.

² En el primer trimestre de 2009, la acción de Ecopetrol ponderó en la canasta del IGBC un 50.9%. Adicionalmente, en 2001 y parte de 2002, la acción de Bavaria representó el 39.9% del total del índice.

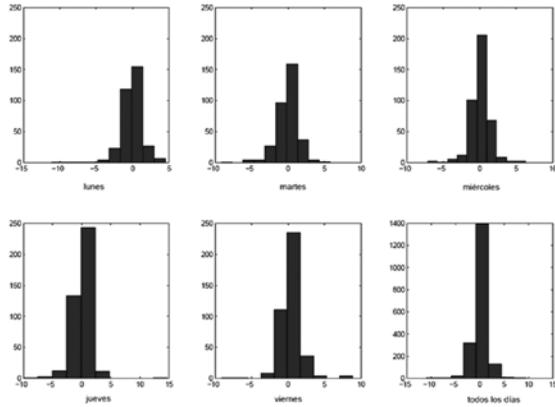


Fig. 1. Histograma de retornos del IGBC

RESUMEN ESTADÍSTICO RETORNOS IGBC

	Jarque-bera	Sesgo	Curtósis	Media (%)
Lunes	1841.84	-1.86	13.80	-0.10
Martes	465.43	-0.98	8.92	-0.06
Miércoles	570.22	-0.51	8.67	0.14
Jueves	7220.70	0.66	23.66	0.18
Viernes	2422.14	0.66	14.96	0.39

Del cuadro anterior se puede inferir que la distribución diaria del retorno del IGBC no sigue una distribución normal pues:

- 1) El sesgo es significativamente diferente de cero en todos los casos. Es importante notar que la asimetría se desplaza a medida que avanza la semana: empieza el lunes con un valor de -1.86 y termina el viernes con un valor de 0.66.
- 2) El sesgo es significativamente diferente de cero en todos los casos. Es importante notar que la asimetría se desplaza a medida que avanza la semana: empieza el lunes con un valor de -1.86 y termina el viernes con un valor de 0.66.
- 3) La curtósis es significativamente mayor a tres³ en todos los casos, haciendo que los valores de cada muestra se aproximen a una distribución de tipo leptocúrtica diferente a la normal.
- 4) La prueba de hipótesis de normalidad Jarque Bera se rechaza con un nivel de confianza del 99%, lo que indica que las series bajo análisis no se distribuyen normalmente.

Adicionalmente, también se puede ver de los histogramas, que existe una diferencia significativa en la media de los retornos de cada día. De hecho, estos

valores van aumentando a medida que transcurre la semana como se puede observar en la Fig. 2.

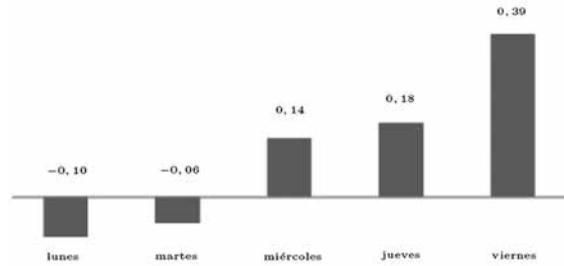


Fig. 2. Evolución media retornos IGBC

Si siguiendo el mismo análisis para los retornos del IGBC_div, los resultados apoyan lo encontrado en el análisis anterior. Estos resultados se muestran en la TABLA II y las Fig. 3. y Fig. 4.

RESUMEN ESTADÍSTICO RETORNOS IGBC_DIV

	Jarque-bera	Sesgo	Curtósis	Media (%)
Lunes	830.28	-1.52	10.05	-0.03
Martes	351.12	-0.86	7.71	-0.04
Miércoles	258.40	-0.16	6.87	0.11
Jueves	3471.8	0.06	17.36	0.16
Viernes	1176.5	0.26	11.38	0.31

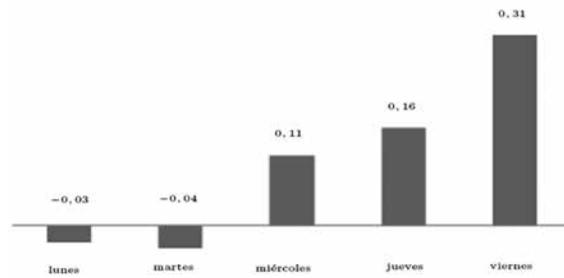


Fig. 3. Evolución media retornos IGBC_div

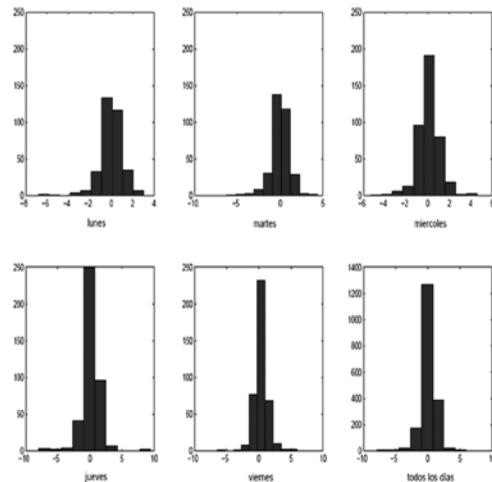


Fig. 4. Histograma de retornos del IGBC_div

³ Tres corresponde a la curtósis que tiene una variable aleatoria normal estándar.

Los resultados sugieren que el día de la semana afecta de forma significativa el retorno del mercado bursátil. Para los dos índices, el lunes y el martes presentan un comportamiento promedio negativo, mientras que después de mitad de semana, los retornos promedios son mayores. Sin embargo, esta hipótesis debe ser validada estadísticamente pues el análisis anterior es descriptivo. Para tal efecto, se utilizarán dos aproximaciones: la primera, bajo el supuesto de normalidad en la distribución, y la segunda, sin suponer alguna distribución en particular.

V. ESTIMACIONES

Con el fin de obtener mayor robustez en los resultados, se emplean dos metodologías: la primera consiste en una aproximación lineal por Mínimos Cuadros Ordinarios (MCO) con la que se determina qué tan significativa es la influencia del día de la semana sobre el retorno diario del IGBC. Para validar estadísticamente los resultados, se emplea la prueba t y la prueba F. La segunda metodología es la aplicación de las prueba no paramétricas de kruskall-Wallis y la prueba de Klotz-Teng.

Teniendo en cuenta que las pruebas paramétricas son más potentes en términos estadísticos que las pruebas no paramétricas, éstas últimas no necesitan de ningún supuesto distribucional. Por esta razón, dado que cada una tiene ventajas y desventajas, se utilizarán ambas metodologías para determinar si el día de la semana influye sobre el retorno del IGBC.

A. Estimación mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios

El retorno diario promedio del IGBC se puede expresar mediante un modelo lineal de la forma:

$$R_t = \alpha + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \epsilon_t \quad (2)$$

Donde R_t es el retorno logarítmico del índice, D_{it} representa las variables *dummy* que indican el día de la semana i en el cual la observación fue tomada. D_{2t} denota martes, D_{3t} miércoles, D_{4t} jueves y D_{5t} viernes. El retorno esperado para el día lunes es representado por α , y los coeficientes de β_2 a β_5 representan la diferencia entre el retorno esperado para el día lunes y el de los demás días de la semana. Finalmente, ϵ_t es el error del modelo distribuido normalmente $[N(0, \sigma^2)]$.

Si no existiera un efecto día es decir, ningún día influye significativamente en los retornos del índice,

se esperaría que los coeficientes β_2 a β_5 sean estadísticamente iguales a cero a un nivel de significancia determinado. De esta forma β_j debería ser estadísticamente igual a cero para $j=2,3,4,5$ e igualmente, la hipótesis nula de que los β_j son conjuntamente iguales a cero de la prueba F, no debería ser rechazada.

En la TABLA III muestra, para cada uno de los índices, el valor de los coeficientes. Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico t de la prueba de significancia individual. Cabe destacar que el valor del coeficiente de determinación (R2) no es relevante dado que con el modelo lineal no se pretende explicar la fuente del retorno, sino cómo incide el día de la semana en el mismo.

TABLA III
REGRESIÓN EFECTO DÍA

	α	β_2	β_3	β_4	β_5	R2	F
IGBC	-0.01	0.03	0.24	0.28	0.49	0.01	6.6
(t)	-1.19	-0.28	-2.18*	-2.52	-4.47*		
IGBC _div	-0.03	-0.01	0.14	0.19	0.34	0.01	5.7
(t)	-0.46	-0.09	1.66**	-2.20*	-3.96*		

* Significativo al 95%
** Significativo al 90%

Para el IGBC, los resultados muestran que las variables en conjunto son significativas (estadístico F); es decir, los retornos son significativamente diferentes entre sí. A su vez, el estadístico t muestra que los coeficientes β_3 a β_5 son significativamente diferentes de cero, caso contrario para los coeficientes α y β_2 . Lo mismo ocurre para el IGBC_div. Estos resultados muestran que no hay diferencias entre lunes y martes, pero que los demás días de la semana tienen un mayor efecto cuando se comparan con el lunes.

B. Estimación mediante pruebas no paramétricas

1) Prueba de Kruskal-Wallis para k muestras aleatorias e independientes:

La prueba de Kruskal-Wallis, también llamada prueba H de Kruskal-Wallis, es una generalización de la prueba de la suma de rangos para el caso de $K > 2$ muestras. Se utiliza para probar la hipótesis nula H_0 de que k muestras independientes provienen de poblaciones idénticas. Presentada en 1952 por W. H. Kruskal y W.A. Wallis, la prueba consiste en un procedimiento no paramétrico para probar la igualdad de medias [16]. Esta se describe de la siguiente manera:

Sea n_i ($i=1,2,3,4,5,\dots,k$) el número de observaciones en la i -ésima muestra. Primero se combinan todas las k muestras y se acomodan las $N = n_1 + n_2 + \dots + n_k$ observaciones en orden ascendente, y se sustituye el rango apropiado de $1,2,3,\dots,n$ para cada observación. En caso de empates (observaciones idénticas), se sigue el procedimiento de reemplazar las observaciones por las medias de los rangos que tendrían si fueran distinguibles. La suma de los rangos que corresponde a las n_i observaciones en la i -ésima muestra se denota mediante la variable aleatoria R_i .

La hipótesis nula establece que no hay diferencia en la distribución de las k poblaciones bajo comparación. Esto es:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k = 0$$

$$H_1 : \text{no todas las } k \text{ poblaciones tiene la misma distribución}$$

El estadístico se construye como:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \left[\sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} \right] - 3(N+1) \tag{3}$$

Donde,

N = número total de datos

n_j = número de datos de la muestra j

R_j = suma de rangos de la muestra j

La distribución de H se aproxima asintóticamente a una chi-cuadrado con $k-1$ grados de libertad. Si H excede el valor crítico de chi-cuadrado se rechaza H_0 con un nivel de significancia de α . De lo contrario, se acepta H_0 .

Al aplicar la prueba de kruskall-wallis, los resultados muestran que la hipótesis nula se rechaza para los dos índices, por tanto, existe evidencia estadística para afirmar que la media es diferente según el día de la semana (ver TABLA IV).

TABLA IV
PRUEBA DE KRUSKALL-WALLIS, EFECTO DÍA

Tratamiento	obs	IGBC		IGBC div	
		Sum	Prom	Sum	Prom
		rangos	rangos	rangos	rangos
Lunes	338	291693	862.99	296337	876.73
Martes	335	295412	881.82	294050	877.76
Miércoles	412	387736	941.11	385847	936.52
Jueves	404	395343	978.57	395148	978.08
Viernes	401	416810	1039.4	413723	1031.72
Chi-cuadrado		25.67		21.69	
g.l.		4		4	
p-valor		0.0001		0.0002	

1) Prueba de significancia de Klotz-Teng:

Cuando la prueba de Kruskal-Wallis se rechaza, solo es posible inferir que hay diferencias entre las distribuciones de la población objetivo, esta prueba por sí sola no permite determinar cuáles grupos de medias son diferentes [17].

De los resultados del análisis estadístico y la aproximación lineal, se puede concluir que el retorno promedio diario es afectado por el día de la semana. En particular, los resultados sugieren que los jueves y viernes afectan positivamente el retorno promedio mientras que los lunes y martes lo afectan negativamente. Para determinar cuáles grupos de medias son significativamente diferentes, es necesario realizar $(k(k-1))/2$ comparaciones entre pares de medias. De esta manera, con base en el trabajo de Klotz y Teng (1977), el estadístico a utilizar es:

$$D_{ij} = \frac{1}{\sqrt{N}} (\overline{R_j} - \overline{R_i}) \tag{4}$$

Donde

D_{ij} = diferencia entre los rangos promedios de la muestra i y la muestra j

R_j = rango promedio de la muestra j

N = número total de datos

Bajo la hipótesis nula, el valor esperado de la diferencia $E[D_{ij}]$, y la varianza de la diferencia $V[D_{ij}]$, son iguales a cero y $((N+1))/12 [1/n_j + 1/n_i]$ respectivamente; cuando se incluye la condición $n_j/N \rightarrow \lambda_j$ con $0 < \lambda_j < 1$ y $V[D_{ij}]$ es multiplicado y dividido por N , se obtiene la expresión:

$$[D_{ij}] \rightarrow \frac{1}{12} \left[\frac{1}{\lambda_j} + \frac{1}{\lambda_i} \right] N \rightarrow \infty \tag{5}$$

Y se puede demostrar que D_{ij} se distribuye asintóticamente como una normal de media cero y varianza $1/12 [1/\lambda_j + 1/\lambda_i]$.

Para probar el conjunto de hipótesis se procede como sigue: sea α el nivel de significancia global de la prueba y

$$\alpha' = \frac{2\alpha}{K(K-1)} \tag{6}$$

La probabilidad de error tipo I es una de las pruebas. Entonces $H_0: \mu_i = \mu_j$ (donde μ_x representa la media de la muestra x) se rechazará para $i \neq j$ con un nivel de significancia α' ,

$$Z_0 \geq Z_{(1-\frac{\alpha'}{2})} \tag{7}$$

Donde el estadístico Z_0 pertenece a una distribución normal estándar y se calcula como

$$z_0 = \frac{(\bar{R}_j - \bar{R}_i)}{\sqrt{\frac{N+1}{12} \left[\frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_i} \right]}} \tag{8}$$

De esta manera, al aplicar la prueba de contrastes basada en el trabajo de Klotz y Teng (1977), los resultados muestran que existen diferencias significativas entre pares de medias.

La TABLA V, muestra la diferencia entre pares de medias (i,j) tanto para el IGBC como el IGBC_div ($\alpha'=0.005$). A su vez, el valor límite al cual se rechaza (p-valor) o se acepta que dicha diferencia, es significativa a un nivel α' . Los valores sombreados corresponden a diferencias estadísticamente significativas. Para el caso del IGBC, los resultados muestran que los pares lunes-jueves, lunes-viernes y martes-viernes presentan diferencias significativas. Lo mismo ocurre para el IGBC_div pero sólo entre los pares lunes-viernes y martes-viernes. Esto apoya lo encontrado en la prueba de kruskall-wallis.

TABLA V
PRUEBA DE SIGNIFICANCIA KLOTZ Y TENG

		IGBC			IGBC_div		
i	j	Dif	Zcrit	p-valor	Dif	Zcrit	p-valor
lun	mar	-19	-	0.65	-1	-	0.98
			0.45			0.02	
lun	mie	-78	-	0.05	-60	-	0.13
			1.95			1.49	
lun	jue	-	-	0.004	-	-	0.01
lun	vie	116	2.87		101	2.51	
		176	4.37	0.00001	155	3.84	0.00012
mar	mie	-59	-	0.13	-59	-	0.14
			1.47			1.46	
mar	jue	-97	-	0.01	-	-	0.01
			2.39		100	2.48	
mar	vie	-	-3.9	0.0001	-	-	0.00014
mie	jue	158	-		154	3.81	
		-37	-	0.32	-42	-	0.27
mie	vie		0.98			1.08	
		-98	-	0.01	-95	-	0.01
jue	vie		2.56			2.48	
		-61	-	0.11	-54	-	0.16
			1.58			1.39	

VI. CONCLUSIONES

El presente trabajo muestra evidencia en contra de la Hipótesis de Mercado Eficiente a través de las anomalías efecto día (*day effect*), en los retornos del índice general de la Bolsa de Valores de Colombia.

Investigaciones anteriores aplicadas en diferentes mercados, muestran que existen anomalías relacionadas con efectos calendario; sin embargo, parte de estos trabajos están basados en el supuesto de normalidad. En general, probando este supuesto en algunos de los trabajos, se encontró que dicho supuesto no se cumple. De ahí que las conclusiones derivadas sean susceptibles a críticas.

Con el fin de hacer más robustos los resultados, el aporte principal de este trabajo permite concluir que el mercado accionario colombiano no es eficiente en el sentido débil. Estos resultados son robustos al supuesto distribucional, en el sentido de que asumiendo distribución normal en los retornos y no realizando dicho supuesto, los resultados son los mismos.

Inicialmente se lleva a cabo un análisis estadístico donde los resultados permiten observar ciertas tendencias en las distribuciones del retorno. En el caso del efecto día, la información muestra que el retorno promedio de los días miércoles, jueves y viernes, es positivo, donde el viernes es el valor promedio más alto. A su vez, los resultados muestran que el retorno promedio del lunes y martes es negativo, donde el primero es el más negativo.

Mediante un modelo de MCO se confirman los hallazgos. Los resultados muestran que los coeficientes, en conjunto, son significativamente diferentes de cero. Por lo que el día de la semana sí influye significativamente en el retorno diario promedio.

Adicionalmente, para determinar si la ponderación de ciertas acciones que conforman la canasta tiene un efecto significativo sobre los resultados obtenidos (particularmente Ecopetrol y Bavaria), se calculó un índice diversificado que mitigó este efecto, ponderando todas las no acciones que conformaban la canasta en el trimestre t por el mismo valor. Los resultados muestran que este efecto no es significativo, evidenciando que aun así existe un efecto del día de la semana sobre el retorno promedio.

Estos resultados apoyan lo encontrado en otros estudios locales donde se menciona que aunque después de la fusión de las bolsas de Bogotá,

Medellín y Cali en la Bolsa de Valores de Colombia, operó un cambio estructural en la eficiencia del mercado, aún existe correlación significativa. Tal es el caso del trabajo de Maya y Torres (2004). A su vez, se muestra que incluso antes de la fusión se presentaba retornos estadísticamente diferentes según el día de la semana [18]. Esto complementa otros resultados donde se encuentran anomalías como el efecto mes y el efecto fin de mes. En particular los resultados muestran que los meses de noviembre, diciembre y enero tienen una contribución positiva y significativa sobre el IGBC. Adicionalmente, en el último día bursátil del mes, el retorno promedio es significativamente positivo y diferente a los días cercanos al cambio de mes [19].

Aunque los resultados no están corregidos por el posible efecto que pueda tener el periodo exdividendo⁴, la Hipótesis de Mercado Eficiente se rechaza para el caso colombiano en el sentido débil a través del efecto día aún cuando no se suponga ninguna distribución en particular, y corrigiendo el efecto que pudiese tener la ponderación de las acciones que conforman la canasta.

VII. REFERENCIAS

- [1] C. Leon, "Una aproximación teórica a la superficie de volatilidad en el mercado colombiano a través del modelo de difusión con saltos", en *Borradores de Economía*, No. 570, Banco de la república, 2009.
- [2] L. Bachelier, "Théorie de la spéculation", en *Annales scientifiques de l'école normale supérieure*, sér. 3, 1900, p. 21-86.
- [3] E. Fama, "The behavior of the stock market prices", en *Journal of Business*. vol. 38, 1965, p. 34-104.
- [4] F. Cross, "The behavior of stock prices on fridays and Mondays", en *Financial Analyst Journal*, vol. 29, 1973, p. 67-69.
- [5] K. French, "Stock returns and the weekend effect", en *Journal of Financial Economics*, vol. 8, 1980, p. 55-69.
- [6] M.R. Gibbons y P. Hess, "Day of the week effects and assets returns", *The Journal of Business*, Vol. 54, No.4, 1981, p. 579-596.
- [7] J. Jaffe y R. Westerfield, "Is there a monthly effect in stock market returns?: evidence from foreign countries" en *Journal of Banking and Finance*, Vol. 13, 1989, p. 237-244.
- [8] A. Worthington y H. Higgs, "An empirical note on the random walk behaviour and market efficiency of latin american stock markets" en *Empirical Economics Letters*, Vol 2, 2003, p. 183-197.
- [9] M. Kendall, "The analysis of economic time series-part I: prices", en *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 96, 1953, p. 11-25.

- [10] H. Roberts, "Stock market patterns and financial analysis: methodological suggestions", en *Journal of Finance*, vol. 14, 1959, p. 1-10.
- [11] P. Samuelson, "Rational theory of warrant pricing" en *Industrial Management Review*. vol. 6, No. 2, 1965, p. 13-39.
- [12] M. Osborne, "Brownian motion in the stock market", en *Operations Research*. vol. 7, 1959, p. 145-173.
- [13] B. Mandelbrot, "The variation of certain speculative prices", en *The Journal of Business*, vol. 36, no. 4, 1963, p. 394-419.
- [14] J. Gardeazabal y M. Regulez, "A factor model of seasonality in stock returns", en *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol 44, no. 2, 2004, p. 224-236.
- [15] E. Tully y B. Lucey, "Seasonality, risk and return daily comex gold and silver data 1982-2002", en *Ills discussion paper 57*, 2005.
- [16] W. Kruskal W. Wallis, "Use of ranks on one criterion variance analysis", en: *Journal of the American Statistical Association*, vol. 47, 1952, p. 583-621.
- [17] Departamento de Estadística Universidad Nacional. Métodos estadísticos no paramétricos clásicos, notas de clase, 2008.
- [18] D. Rivera, "Modelación del efecto día de la semana para los índices accionarios de Colombia mediante un modelo star garch", en *revista de Economía del Rosario*, vol. 12, no. 1, 2009, p. 1-24.
- [19] J. Pérez. "comportamientos estacionales en los retornos del mercado accionario colombiano, evidencia empírica a través del IGBC". Universidad Industrial de Santander, trabajo en grado, 2010.

BIOGRAFÍA



Jhonatan Pérez Villalobos. Ingeniero Industrial de la Universidad Industrial de Santander. Experiencia profesional en bolsa y mercados financieros en la Bolsa de Valores de Colombia. Actualmente vinculado al Banco de la República.



Juan Carlos Mendoza. Economista de la Universidad de los Andes y Máster en Economía de la misma universidad. Vinculado al Banco de la República. Actualmente cursa estudios de maestría en finanzas en la Universidad de Illinois.

⁴ En Colombia el periodo exdividendo corresponde a los diez días hábiles bursátiles inmediatamente anteriores a la fecha de pago de los dividendos de la respectiva acción.